поиск оптимальных структур технологической схемы, минимизирующих общие затраты при выполнении требований по характеристикам газа.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. *Стрижов И. Н., Ходанович И. Е.* Добыча газа. –Москва-Ижевск: Институт компьютерных исследований. 2003.
2. *Ланчаков Г.А., Кульков А.Н., Зиберт Г.К.* Технологические процессы подготовки природного газа и методы расчета оборудования. –М.: Недра. 2000.
3. *Круглов В.В., Борисов В.В.* Искусственные нейронные сети. Теория и практика. – М.: Горячая линия – Телеком. 2002.
4. *Гуляшинов А.Н., Тененев В.А., Якимович Б.А.* Теория принятия решений в сложных социо-технических системах. – Ижевск: Изд-во ИжГТУ. –2005.
5. *Eshelman, L.J. and Schaffer, J.D.* Real-Coded Genetic Algorithms and Interval-Schemata, Foundations of Genetic Algorithms 2, Morgan Kaufman Publishers, San Mateo. –1993. pp. 187-202.
6. *Тененев В.А.* Применение генетических алгоритмов с вещественным кроссовером для минимизации функций большой размерности. //Интеллектуальные системы в производстве. –Ижевск: Изд-во ИжГТУ, №2 . 2003. –С.18-26.

А.П. Самойленко, А.В. Буряк

МОДЕЛЬ РАБОТОСПОСОБНОСТИ МАЛОИНЕРЦИОННОГО ОБЪЕКТА В БАЗИСЕ ТЕОРИИ ВЫБРОСОВ СЛУЧАЙНЫХ ПРОЦЕССОВ

К малоинерционным объектам можно отнести объекты, у которых технологические процессы протекают скоротечно, без повтора состояний, например: преобразователи потенциальной энергии углеводородного топлива в электрическую энергию, а также поведение детерминированных объектов в предаварийных зонах. Для диагностики таких устройств предлагается особый вид параметра x_0, а именно: выбросы за пределы допусковых границ, фазовых координат объекта. Замечено, что состояние выбросов, как правило, является промежуточным между работоспособным и неработоспособным состоянием объекта контроля (ОК).

Согласно [2,3] ОК отображается *n* контролируемыми параметрами $x_i(t) \in X$ с соответствующими верхними и нижними допусками $[x_i^в, x_i^н]$, каждый из которых представляет собой случайную функцию $x_i(t,\xi_i,S_i)$ от неслучайного аргумента времени *t*, режима функционирования ξ_i, динамического состояния S_i элемента объекта, флюктуирующих вследствие воздействия дестабилизирующих факторов.

Очевидно, что процесс изменения качества ОК может быть отображен последовательностью выбросов случайного процесса $X = \{x_1(t_1,\xi_1,S_1),\ldots,x_n(t_n,\xi_n,S_n)\}$ контролируемых параметров ОК над априорно заданными допусками и диагностика состояния ОК формально может быть сведена к следующим задачам определения:

- вероятностных характеристик (среднее значение, дисперсия, плотность вероятности и т.д.) числа пересечений $\lambda_i(x_i,t,T)$ заданного уровня $[x_i^в, x_i^н]$ случайным процессом $x_i(t)$ с положительной $x_i^1(t)$ (снизу вверх) или с отрицательной (сверху вниз) производной в единицу времени или на интервале *T*;

- вероятностных характеристик числа $\lambda_{max}(\lambda_{min})$ максимумов (минимумов) случайного процесса в единицу времени;

- вероятностных характеристик длительностей выбросов $\Delta t^{в}(x_i)$, $\Delta t^{н}(x_i)$ над заданными уровнями, интервалов между выбросами.

Таким образом, сущность статистической диагностики состояния ОК состоит:

- в использовании нового диагностического параметра – выбросов случайного процесса, то есть кратковременных превышений контролируемых параметров пределов априорно заданных допусков $[x^{в},x^{н}]$, $x_i(t) \in [(x^{ав} - x^{в}),(x^{н} - x^{ан})]$;

- в учете свойств нового параметра не как переменной во времени величины, а как генеральной совокупности случайного процесса;

- в установлении связи стохастических свойств случайного процесса с выбросами с изменениями диагностируемого ОК (характера отказа, адреса параметра).

Распределения случайной величины по выборке малого объема предложено аппроксимировать линейной суммой определенных (базисных) функций (вкладов)

$$f^*(x) = \frac{1}{n+1}\left[f_0(x) + \sum_{i=1}^{n} \Psi_{x_i}(x) \right], \qquad (1)$$

где $\psi_{x_i}(x)$ – априорная плотность распределения значения контролируемого параметра x_i на априорно задаваемом интервале $[a = x^{н}, b = x^{в}]$. В качестве априорной плотности в частности используется базисная функция с плотностью $f_0(x)$ равновероятного распределения

$$f_0(x) = \begin{cases} \dfrac{1}{b-a} & при \quad a \le x \le b \\ 0 & при \quad x \notin [a,b] \end{cases}, \qquad \begin{matrix} f^*(x) \ge 0 & при \quad x \in [a,b] \\ f^*(x) \equiv 0 & при \quad (x<a) \cup (x>b) \end{matrix},$$

при этом считается, что оцениваемая функция $f^*(x)$ не имеет крутых скачков на заданном интервале.

При отсутствии статистических данных на априорно известном интервале $f^*(x) = f_0(x)$. Априорная компонента оценивается как

$$f_0(x^{(i)}) = \begin{cases} \dfrac{1}{x_j^{ав} - x_j^{в}}, x_j^{в} \le x_j \le x_j^{ав} \\ \dfrac{1}{x_j^{н} - x_j^{ан}}, x^{ан} \le x_j \le x^{н} \\ 0, x_j \in [x_j^{в}, x_j^{н}] \end{cases};$$

$$\Psi_{x_i}(x^{(j)}) = \begin{cases} \dfrac{1}{d}, x^{(j)} \in [x^{(j)} - \dfrac{1}{d}, x^{(j)} + \dfrac{1}{d}] \\ 0, x^{(j)} \notin [x^{(j)} - \dfrac{1}{d}, x^{(j)} + \dfrac{1}{d}] \end{cases}, \qquad (2)$$

где d – ширина вклада, определяемая как $d = k(x^{в} - x^{ва})$; $d = k(x^{на} - x^{н})$, k – коэффициент $k \in [1,0]$, значение которого принимается эмпирическим путем. Сумма $\sum^{n} \Psi_{x_i}(x)$ образует эмпирическую компоненту в (1).

Задаваясь определенным значением “ширины” d функции вклада, нетрудно синтезировать алгоритм вычисления функции плотности $f^*(x)$ сразу по всем значениям $x_i \in X, i = \overline{1,N}$, затем графическим или численным интегрированием можно получить функцию распределения $F^*(x)$.

Таким образом (1) и (2) есть эмпирическая функция плотности вероятности верхних выбросов значений параметра $x^{(j)}(t)$ над допустимой зоной $x^{в}_{(j)}$, которую необходимо затем отнести к какой-либо стандартной функции распределения, то есть верифицировать.

Авторы работы провели большое количество экспериментов на имитационных моделях [3], показав возможность получения любых анормальных распределений в базисе аддитивных аппроксимаций значений выбросов параметров массива малой выборки стандартными симметричными однородными распределениями.

При аппроксимации значений выборки симметричными вкладами возникает вопрос об оптимальном значении d ширины вклада. По результатам проведенных исследований [2…6] d_{opt} для различных распределений различно $(d_{opt} \equiv 0{,}2 \div 0{,}6)$. Поскольку априори не известно распределение X, то в алгоритмах предусмотрен оператор определения d_{opt} по наилучшему значению критерия адекватности эмпирической плотности $f^*(x)$ и плотности $f(x)$ традиционного распределения путем перебора значений $d_{opt} \in [0,1]$, задаваясь при этом величиной d шага.

Малый объем выборки и процедура ее аппроксимации симметричными вкладами являются основными источниками “размытости” эмпирической гистограммы. Поэтому в отличие от интервального метода, по виду гистограммы идентифицировать ее одним распределением в процессе одного цикла алгоритма практически трудно ввиду “неудовлетворительного” значения критерия согласия. Разрешение этого конфликта заключается в формировании упорядоченного ряда значений соответственно одноименных (Пирсона, энтропийного и наименьших квадратов) критериев согласия по результатам идентификации эмпирической гистограммы посредством перебора ряда классических распределений, выбранных по эмпирическим значениям критериев вариации, ассиметрии и эксцесса.

Обоснованием выбора гипотезы принятия того или иного закона распределения для описания ОК является наилучшее (наибольшее ими наименьшее) ему соответствующее значение критерия согласия упорядоченного (вариационного) ряда, число элементов которого соответствует числу классов распределений. Формализовано задача принятия гипотезы о выборе класса закона распределения из $l = \overline{1,l}$ может быть отображена в виде:

$$H_1 : F^*(x) \to F_l(x) \quad при \quad \begin{cases} P(\chi^2, r) \to max \\ \left|H - H^*\right| \to min \\ \sum [F_k(x) - F^*(x)]^2 \to min \end{cases},$$

где l – классы законов распределений, например 1 – экспоненциальный, 2 – нормальный,…, l –Релея.

С целью повышения достоверности метода (1), (2), произведем обработку тех же значений малой выборки $X = \{x_1,\ldots,x_n\}$ по другому алгоритму аддитивной аппроксимации, основанному на принципе ядерного имитационного моделирования. Совпадения гипотез по выбору одноименного закона распределения при идентификации по результатам реализации исследуемых алгоритмов будут подтверждением адекватности выбранной модели динамике изменения реального ОК.

Принцип ядерного имитационного моделирования заключается в следующем. Априорную $f_0^*(x)$ составляющую выражения (1) представим значениями N_0 случайных чисел, распределенных по равновероятностному (Симпсона, нормальному) закону в окрестности x_i точки (ядра) 0,5 *(в – а)* числовой оси X с математическим ожиданием $M_{f_0(x)} = 0{,}5(в + a)$ и дисперсией $D_{f_0(x)} = (в - a)$. Эмпирическая $f_0(x)$ составляющая будет представлена совокупностью $(n \cdot N)$ равнораспределенных значений (Симпсона, нормального закона), причем $N_1 = N_2 = \ldots = N_n = N$.

В окрестности d каждого значения x_i выборки X размещаются N_i, $(i = \overline{1,n})$ равновероятно (Симпсона, нормальный закон) распределенных случайных чисел с математическим ожиданием $M_{\Psi_{x_i}} = x_i$ и дисперсией $D_{\Psi_{x_i}} = d$. Сложение чисел не производится, они размещаются на интервале *[a,d]* согласно своим значениям.

Таким образом, осуществляется переход от малой выборки ($N = 5 \div 10$) к выборке стандартного объема данных, представляющей собой аддитивную суперпозицию $(N_0 + nN)$ псевдореализаций случайных значений. Величины N_0 и N априорно задаются, исходя из требуемой точности, возможности применения интервального метода оценивания. Дальнейшая обработка производится по стандартному алгоритму интервального метода оценивания.

Идентификация стандартным распределением, то есть верификация модели, осуществляется по ранее описанной схеме.

Вывод: предложен новый диагностический параметр (выбросы контролируемых параметров в пределах априорно заданных допусков), позволяющий эффективно реализовать принцип динамического диагноза состояния объекта.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. *Гайдышев А.И.* Анализ и обработка данных. Специальный справочник. –СПб: Питер, 2001.
2. *Самойленко А.П., Усенко О.А.* Статистические технологии обработки эмпирических данных ограниченного объема и верификации моделей естественной среды // Сборник научных трудов VI Всероссийского симпозиума “Математическое моделирование и компьютерные технологии.” –Кисловодск: 2004. С.33–36.
3. Разработка и исследование технологий верификации моделей состояния и надежности РЭА по эмпирическим данным ограниченного объема. Заключительный отчет о НИР (ТРТУ – ОАО ТАНТК им. Г.М.Бериева) / ТРТУ. Зам. руководителя темы и один из авторов отчета А.П.Самойленко. № ГР 01200312863; Инв. № 02200305383. – Таганрог, 2003. – 304с.
4. *Гаскаров Д.В., Шаповалов В.И.* Малая выборка. –М.: Статистика, 1978.
5. *Самойленко А.П., Чапцев А.Г.* Компьютерные технологии методов анализа данных ограниченного объема// Тезисы докладов Всероссийской научно-технической конференции. –Н.Новгород, –С.40-41.
6. *Самойленко А.П., Рогозов Ю.И., Кудрявцев Р.В.* Программа по реализации аддитивной аппроксимации данных ограниченного объема в базисе гауссовских вкладов// Свидетельство об официальной регистрации Росагенством по патентам и товарным знакам программ для ЭВМ №2002611968 от 22.11.2002.

В.А. Мыльцев, В.И. Ворончак

ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОИЗВОДСТВЕННО-ТЕХНИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ

Для управления сложными технологическими процессами необходимо иметь некоторую модель процесса. Описание отдельных фаз однородного технологическо-